

# 机构投资者持股、 现金股利政策与公司价值\*

——来自2005-2010年中国上市公司的经验证据

罗进辉

**摘要:** 现金股利政策,决定了机构投资者的收益模式选择——长期持有的价值投资抑或短期频繁买卖的投机炒作,进而影响机构投资者能否帮助上市公司提升公司价值。论文基于2005-2010年中国A股上市公司7159个年度观察数据,实证研究发现,当且仅当上市公司(连续)发放(较高)现金股利时,机构投资者持股才能显著提升公司的市场价值,而且此时机构投资者持股比例还必须达到较高的水平。该结论在控制内生性、计量模型选择、变量度量等问题后仍然稳健成立。

**关键词:** 机构投资者;现金股利政策;公司价值;公司治理

**JEL分类号:** G32, G34, G35

## 一、引言

中国资本市场经过20余年的发展,已经取得了长足的进步。但是与西方成熟资本市场相比,仍然存在着较大的差距。特别是个体投资者占主体的投资者结构,严重制约着中国资本市场的进一步发展。为此,早在2001年,中国证监会就提出了“超常规发展机构投资者”的战略思路(胡汝银,2008)。但在随后近5年的熊市背景下,中国机构投资者的发展速度一直比较缓慢,机构投资者的规模仍然相对偏小。2005年底,随着股权分置改革的全面启动和中国股市随之而来的持续强劲上涨,中国资本市场的机构投资者获得了迅猛发展(陈日清,2011)。如图1所示,中国资本市场纯A股上市公司中,机构投资者持有的股份比例在2000年底仅有0.687%,2005年底跃升至19.964%,2010年底则达到了51.535%,前后11年时间里共增长了近74倍。那么,根据机构投资者参与公司治理的“股东积极主义”观点(Grossman和Hart, 1980; Shleifer和

---

**作者简介** 罗进辉:厦门大学管理学院会计系助理教授,研究方向为公司金融与公司治理以及资本市场财务会计。

\*致谢:作者感谢第十一届中国经济学年会上对本文提出宝贵意见的专家学者。本文得到国家自然科学基金青年项目(编号:71202061)和福建省社科规划青年项目(编号:2012C027)的资助。特别感谢匿名审稿人的建设性意见,当然文责自负。

Vishny, 1986; Gillan 和 Starks, 2000; 翁洪波和吴世农, 2007; 宋渊洋和唐跃军, 2009), 现已初具规模的中国资本市场机构投资者是否确实具有了政策制定者和市场所期望的公司治理及其“价值创造”功能?

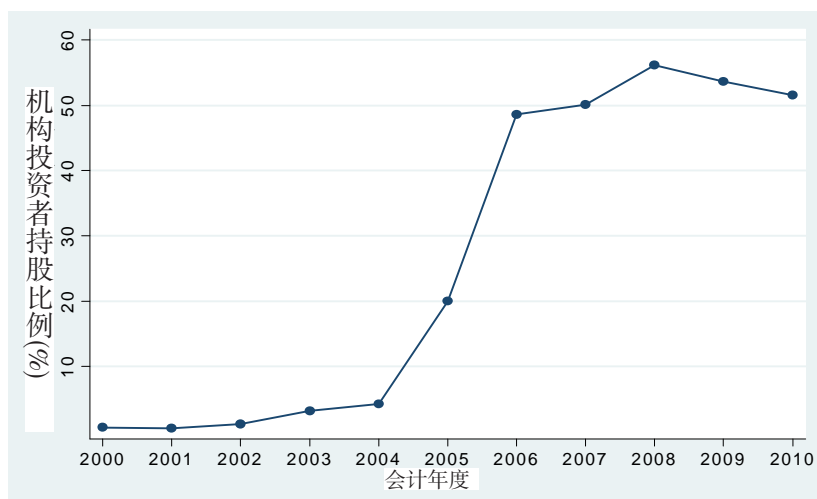


图1 2000-2010年中国A股资本市场机构投资者年均持股比例情况

注: 图中所使用的中国A股上市公司机构投资者年均持股比例由作者经巨灵金融服务平台(Genius Finance)提供的基础数据整理得到, 其中剔除了发行B股或H股的公司样本, 且每年都以上年的所有A股上市公司为基础样本。

理论上, 这一问题的答案是肯定的。因为相对于个体投资者而言, 持有较大比例股份的机构投资者往往具有更强的动机和更专业的知识以及更丰富的经验去参与公司治理, 从而促进上市公司业绩的改善(Grossman 和 Hart, 1980; Shleifer 和 Vishny, 1986; 宋渊洋和唐跃军, 2009)。然而现实情况下这一问题的答案则并不那么肯定。机构投资者与公司内部人(包括大股东和管理者)合谋侵害中小投资者利益的事件时有发生。特别是在中国相对较弱的法制环境下, 机构投资者与大股东合谋的问题很可能因为违规成本低廉而愈加严重。例如, 张高擎和廉鹏(2009)基于华菱管线可转债融资的案例研究发现, 在华菱管线的可转债融资及其回售过程中, 机构投资者存在操纵股价和与大股东合谋的侵占行为, 严重损害了中小股东的利益。更一般地, 国内多位学者对于机构投资者是否会积极参与公司治理从而发挥“价值创造”功能进行了大样本的实证检验, 但相关的研究没有取得普遍一致的结论<sup>①</sup>。例如, 王琨和肖星(2005)、李维安和李滨(2008)、石美娟和童卫华(2009)、钱露(2010)等研究发现中国机构投资者已经参与到公司治理中, 并显著改善了公司的业绩和市场价值; 而吴超鹏等(2006)、姚颐, 刘志远和王健(2007)、傅勇和谭松涛(2008)、宋渊洋和唐跃军(2009)、唐雪莲和袁春生(2010)等文献则发现机构投资者并不总是积极参与到公司治理中, 反而是常常与大股东合谋侵占中小股东利益, 最终损害了公司价值。

除了研究样本、考察时间窗、变量度量方法、计量分析方法等选择的不同外, 导致现有关于中国资本市场机构投资者“股东积极主义”和“价值创造”功能似乎相互矛盾的研究结论的原因, 很可能是现有研究忽视或遗漏了某些重要的因素或变量。本研究分析认为, 积极参与公司治理并不是机构投资者的最终目的, 其最终目的是实现投资收益。在成本收益权衡下, 为了实现投资收益, 机构投资者既可能参与上市公司的

<sup>①</sup>即使在欧美等国成熟资本市场, 关于机构投资者公司治理作用和“价值创造”功能的实证研究文献也并没有取得一致的结论, 具体可参见 Pound(1988)、Smith(1996)、Gillan 和 Starks(2000)、Woidtke(2002)、Cornett 等(2007)等文献。

治理,也可能不参与公司治理。换言之,深入剖析和了解机构投资者在何种情况下会积极参与到公司治理中则是更加现实而有指导意义的研究命题。本文进一步分析认为,上市公司的现金股利政策是一个影响甚至决定机构投资者公司治理行为及其价值创造功能的重要因素。因为上市公司的现金股利政策,直接决定了机构投资者的收益模式选择——长期持有的价值投资抑或短期频繁买卖的投机炒作。当上市公司(持续)发放现金股利时,机构投资者通过稳定的现金流收益能够实现投资回报,因而有利于激励其长期持有公司股票并积极参与到公司治理中进行价值投资(Maug, 1998);而当上市公司不发放(或很少发放)现金股利时,机构投资者则只能通过频繁买卖股票的价差收益来实现投资回报,这就迫使机构投资者的投资行为短期化和投机化,此时机构投资者参与公司治理的积极性将明显降低,因为公司治理的效果需要一个较长的周期才能在业绩和股价上体现出来。特别地,与西方成熟资本市场的情况不同,中国资本市场长期存在上市公司不分红和分红少的普遍现象。以中国A股市场“第一权重股”和亚洲最赚钱公司中国石油(SZ.601857)为例,上市4年以来A股投资者累计仅获得每股1.19元的股息,其投资回报率比银行存款还低近80%。而与此形成鲜明对比的是,中国石油在美国上市融资4年来海外投资者获得了超过300%的现金分红回报。这就意味着我们不能把持续稳定的现金分红看作是中国A股上市公司普遍的惯性行为。因此,本文认为,上市公司的现金股利政策不同很大程度上决定了中国资本市场机构投资者能否积极地参与公司治理进而决定能否帮助提升上市公司价值,即现金股利政策在其间发挥着重要的调节作用。

基于此,本文通过收集中国A股上市公司2005-2010年的7159个年度观察样本数据,实证检验了现金股利政策对于中国资本市场机构投资者“价值创造”功能的重要调节作用,结果表明,当且仅当上市公司(连续)发放(较高)现金股利时,机构投资者持股才能显著提升公司的市场价值,而且此时机构投资者的持股比例还必须达到比较高的水平。本文的主要贡献体现在以下两点:(1)从机构投资者参与公司治理的行为动机出发,深入揭示了现金股利政策如何影响并决定机构投资者发挥“价值创造”功能的内在机理。一方面,这为现有相互矛盾的研究结论提供了一种可能的实证解释,即可能正是因为以往研究忽视了现金股利政策的决定性作用,相关的研究文献才没有发现机构投资者“价值创造”功能的一致结论;另一方面,这也为多年来中国证监会对于上市公司再融资中强制性现金分红政策的积极意义提供了更加切实具体的经验证据。(2)考虑到中国上市公司中机构投资者持股严重不均的现象,本文进一步分析了机构投资者持股高低不同对其公司治理作用和“价值创造”功能的影响,结果发现机构投资者的持股比例只有达到较高水平才能真正帮助上市公司提升市场价值。这在丰富机构投资者治理行为研究文献的同时,还启示决策者们需要继续大力发展机构投资者才能更有效地促进机构投资者扮演“股东积极主义”的角色。

## 二、实证研究设计

### (一)数据来源

根据本文的研究需要,我们选取中国A股上市公司2005-2010年的年度观察数据作为研究样本。之所以选取2005年作为本文样本考察期间的起点,是因为在2005年以前中国A股资本市场的机构投资者群体还非常小,持股比例严重偏低(参见图1),不具有研究意义和现实可比性。具体地,本文的样本选取过程如下:(1)每一年都以上一年的所有A股上市公司为基础样本,2005-2010年间共获得9238个年度观察样本;(2)剔除同时发行了B股或H股的上市公司样本833个;(3)剔除样本期间有被ST、\*ST、S(股改期间未完成股改)的公司样本667个;(4)剔除资不抵债的公司样本450个;(5)剔除归属于金融行业的公司样本78个;(6)剔除数据缺失样本51个。经过上述筛选过程,本文最终得到确认的有效年度观察样本为7159个,样本的年度分布情况如表1所示。

表1 样本的年度分布情况

年份	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	合计
样本量	1094	1081	1099	1213	1295	1377	7159
所占比例	15.28%	15.10%	15.35%	16.94%	18.09%	19.23%	100%

本研究使用的机构投资者持股数据来自清华大学中国金融研究中心(CCFR)负责建设和维护的巨灵金融服务平台(Genius Finance),上市公司的其他年度财务报表数据则源自国泰安(CSMAR)数据库。本文主要使用计量软件Stata10.1来进行相关的统计分析。

## (二)变量定义

### 1.因变量——公司价值

公司价值是本研究的因变量。鉴于国内外研究中主要以Tobin's Q来衡量公司的市场价值,因为会计指标容易被粉饰且仅反映了公司的当期业绩,本文也采用Tobin's Q来度量公司价值以增强研究结论的客观性和可比性。由于中国资本市场存在流通股与非流通股的股权分置问题,非流通股并不具有市场价格<sup>①</sup>,因而在计算上市公司的市场价值时,借鉴Bai等(2004)、谢军(2007)、Tian和Estrin(2008)、罗进辉和万迪昉(2010)等研究的做法,分别用流通股股价和每股净资产来代表非流通股的市场价值<sup>②</sup>,从而得到了两个度量公司价值的指标,即Tobinq和Tobinq\_proxy。

### 2.解释变量——机构投资者持股

本文把衡量机构投资者持股情况的指标分为两类:一类是连续型变量,主要用于检验机构投资者持股比例水平对上市公司市场价值的影响作用。具体地,机构投资者的持股比例(*Institution*)等于所有机构投资者持有股份总数与公司总股份的比值;另一类是类别型变量,主要用于考察机构投资者持股与否对上市公司市场价值的影响。考虑到中国资本市场上机构投资者持股情况分布很不均,且机构投资者要发挥一定的治理作用也需要持有相对较多的股份作为基本条件,我们分别设计了机构投资者持股哑变量(*Institution\_dummy*)和机构投资者持股高低哑变量(*Institution\_high*)。其中,机构投资者持股哑变量根据上市公司中是否有机构投资者参股,有则取值1,否则为0;机构投资者持股高低哑变量则根据所有样本公司机构投资者持股比例的中位数为参照点,不小于中位数则取值1,否则为0。

### 3.调节变量——现金股利政策

根据引言部分的理论分析,上市公司的现金股利政策在机构投资者持股与公司价值间的影响关系中发挥着重要的调节作用。在本研究中,我们用一个现金股利哑变量(*Dividend*)来反映公司的现金股利政策,公司当年发放了现金股利则取值1,否则为0。此外,本文中现金股利政策发挥调节作用的核心是在于影响机构投资者的收益模式,只有持续的、可预期的现金分红政策和较高的现金分红水平,才能有效地引导和鼓励机构投资者的长期价值投资行为进而积极地参与公司的经营管理提高公司价值(宋逢明,姜琪和高峰,2010)。因此,现金股利政策的连续性和现金分红水平就显得格外的重要。在稳健性分析部分,我们对这两个方面问题作了进一步的检验。

①即使2006年底股权分置改革基本完成后,由于“大小非”股份仍然有解禁期的限制而不能马上实现流通,其市场价格还不能完全等同于流通股的市价。

②除此之外,借鉴Chen和Xiong(2002)的研究成果和相关文献对非流通股折价问题的处理方法,本文还用作了70%和80%折扣的流通股股价作为非流通股的价格来计算上市公司的市场价值指标。由于据此得到的分析结果与本文的现有结果高度一致,因而本文省略汇报了相关结果。



#### 4. 控制变量

参考 Bai 等(2004)、谢军(2007)、Tian 和 Estrin(2008)、罗进辉和万迪昉(2010)等关于公司价值的研究文献,我们还控制了公司规模(*Firm size*)、负债水平(*Leverage*)、固定资产比例(*Tangible assets*)、盈利能力(*ROA*)、主营业务收入增长率(*Sale growth*)等因素对上市公司市场价值的可能影响。

变量的符号和定义具体如表 2 所示。

表 2 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
机构投资者持股	<i>Institution</i>	所有机构投资者持有的股份总额占公司总股份的比率。
	<i>Institution_dummy</i>	当机构投资者持有公司股份时,取值为 1,否则为 0。
	<i>Institution_high</i>	当机构投资者持股不小于全样本中位数时,取值为 1,否则为 0。
公司价值	<i>Tobinq</i>	(流通股市值+非流通股股数*股价+负债总额)/总资产
	<i>Tobinq_proxy</i>	(流通股市值+非流通股股数*每股净资产+负债总额)/总资产
现金股利	<i>Dividend_dummy</i>	当公司当年发放了现金股利,则取值 1,否则为 0。
	<i>Dividend_ratio</i>	公司当年发放的每股现金股利与每股收益的比率。
公司规模	<i>Firm size</i>	公司总资产的自然对数值。
负债水平	<i>Leverage</i>	公司总负债与总资产的比率。
固定资产	<i>Tangible assets</i>	公司固定资产与总资产的比率。
盈利能力	<i>ROA</i>	(利润总额+财务费用)*2/(期初总资产+期末总资产)
增长机会	<i>Sale growth</i>	(当年主营业务收入-上一年主营业务收入)/上一年主营业务收入
年度变量	<i>Year</i>	选取 2005 年为参照年,构建 5 个哑变量分别代表 2006-2010 年。
行业变量	<i>Industry</i>	根据中国证监会关于上市公司的行业分类标准,以农林牧渔业为参照行业,构建 11 个哑变量分别代表各个行业。

#### (三) 样本描述

表 3 列示了样本数据的描述性统计分析结果。从表 3 可以知道,虽然高达 97% 的上市公司都有机构投资者参股(*Institution\_dummy*=0.969),但平均而言上市公司中机构投资者的持股比例仅有 40.7%(*Institution*=0.407),表明中国股票市场中个体投资者仍然占主体地位。所有年度观察样本公司中,54.6% 的上市公司发放了现金股利(*Dividend\_dummy*=0.546),而现金股利发放水平(*Dividend\_ratio*)的均值、中位数和标准差分别为 0.338、0.099 和 1.123。这一数据结果说明,自 2004 年 12 月中国证监会公布的《关于加强社会公众股股东权益保护的若干规定》等一系列政策明确把分派现金股利作为上市公司权益再融资的必要条件之一以来,中国上市公司不分红的现象已经有了比较明显的改观,但现金分红的强度仍然处于比较低的水平,不同公司间的现金分红水平差距也比较悬殊。此外,其他各变量的分布没有发现异常情况。

表3 样本数据的描述性统计分析结果

变量	样本量	均值	标准差	P1	Q1	中位数	Q3	P99
<i>Tobinq</i>	7159	2.437	2.336	0.872	1.306	1.865	2.890	9.702
<i>Tobinq_prxoy</i>	7159	1.902	1.514	0.896	1.136	1.484	2.158	7.171
<i>Institution</i>	7159	0.407	0.258	0.000	0.183	0.444	0.606	0.880
<i>Institution_dummy</i>	7159	0.969	0.173	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000
<i>Institution_high</i>	7159	0.500	0.500	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>Dividend_ratio</i>	7159	0.338	1.123	0.000	0.000	0.099	0.389	3.750
<i>Dividend_dummy</i>	7159	0.546	0.498	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
<i>Firm size</i>	7159	21.521	1.078	19.289	20.774	21.430	22.147	24.490
<i>Leverage</i>	7159	0.495	0.188	0.069	0.361	0.510	0.634	0.884
<i>Tangible assets</i>	7159	0.290	0.186	0.003	0.147	0.262	0.415	0.781
<i>ROA</i>	7159	0.055	0.087	-0.196	0.030	0.053	0.085	0.253
<i>Sale growth</i>	7159	0.200	0.445	-0.661	-0.000	0.147	0.325	2.027

### 三、实证分析结果与讨论

#### (一)单变量的差异分析结果

根据上市公司的现金分红与否和现金分红水平的高低,我们把全体样本划分为“未现金分红样本”和“现金分红样本”以及“低现金分红样本”和“高现金分红样本”。在此基础上,我们通过均值差异的T检验方法和中位数差异的Mann-Whitney非参数检验方法检验了两个对应子样本上市公司间在各主要变量上是否存在显著的差异,结果如表4所示。

表4 主要变量的分组差异分析结果

列A:按现金分红与否分组检验							
	未现金分红样本(N=3249)			现金分红样本(N=3910)			T检验值/Z检验值
	均值	中位数	标准差	均值	中位数	标准差	
<i>Tobinq</i>	2.418	1.833	2.871	2.452	1.888	1.772	-0.609/-2.340**
<i>Tobinq_prxoy</i>	1.943	1.476	1.820	1.868	1.492	1.200	2.063**/0.208
<i>Institution</i>	0.348	0.373	0.242	0.455	0.506	0.261	-17.841***/-18.578***

<i>Institution_dummy</i>	0.956	1	0.206	0.980	1	0.139	-6.012***/-5.998***
<i>Institution_high</i>	0.408	0	0.492	0.576	1	0.494	-14.412***/-14.208***
<i>Firm size</i>	21.216	21.135	0.973	21.774	21.651	1.095	-22.560***/-20.986***
<i>Leverage</i>	0.525	0.543	0.192	0.470	0.485	0.181	12.523***/11.969***
<i>Tangible assets</i>	0.292	0.269	0.185	0.289	0.258	0.187	0.780/1.223
<i>ROA</i>	0.025	0.035	0.107	0.080	0.068	0.053	-28.608***/-36.629***
<i>Sale growth</i>	0.158	0.098	0.508	0.235	0.178	0.382	-7.235***/-14.145***

列B: 按现金分红水平高低分组检验

	低现金分红样本(N=3581)			高现金分红样本(N=3578)			T 检验值/Z 检验值
	均值	中位数	标准差	均值	中位数	标准差	
<i>Tobinq</i>	2.441	1.870	2.793	2.433	1.860	1.762	0.150/-0.535
<i>Tobinq_prxoy</i>	1.950	1.496	1.775	1.854	1.476	1.195	2.709***/2.000**
<i>Institution</i>	0.363	0.391	0.246	0.451	0.502	0.262	-14.597***/-15.504***
<i>Institution_dummy</i>	0.958	1	0.201	0.980	1	0.139	-5.540***/-5.528***
<i>Institution_high</i>	0.429	0	0.495	0.571	1	0.495	-12.190***/-12.066***
<i>Firm size</i>	21.300	21.217	1.025	21.742	21.625	1.084	-17.704***/-16.849***
<i>Leverage</i>	0.523	0.541	0.191	0.466	0.480	0.181	13.090***/12.569***
<i>Tangible assets</i>	0.288	0.263	0.185	0.293	0.262	0.188	-1.207/-0.899
<i>ROA</i>	0.032	0.038	0.107	0.078	0.066	0.051	-23.194***/-30.266***
<i>Sale growth</i>	0.183	0.118	0.512	0.217	0.170	0.367	-3.211***/-9.524***

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平下显著。

从表4的列A(列B)可知,与未现金分红公司(低现金分红公司)相比,现金分红公司(高现金分红公司)具有更高的机构投资者持股比例、更大的公司规模、更低的负债水平和更好的盈余能力和成长机会等

特点。这一结果表明,上市公司的(高)现金分红政策更能够吸引机构投资者的投资。而在公司价值指标上,各分组样本间的差异检验并没有取得与理论预期一致的分析结果,这主要可能是因为单变量分析没有控制其他相关因素的干扰影响。因此,接下来的多元回归分析能够更好地考察机构投资者持股对公司价值的影响关系。

## (二)多变量的回归分析结果

### 1.机构投资者持股比例对公司价值的影响及现金股利政策的调节作用

为了考察机构投资者持股比例与公司价值的关系以及现金股利政策是否影响二者之间的关系,本文使用下式(1)的计量模型并通过OLS多元回归方法分别对全样本、不分红子样本、分红子样本进行了检验。

$$\{Tobinq_{it}, Tobinq\_proxy_{it}\} = \beta_0 + \beta_1 Institution_{it} + \sum Control + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $\{Tobinq_{it}, Tobinq\_proxy_{it}\}$  表示衡量公司价值的两个替代指标,  $Institution_{it}$  表示机构投资者的持股比例,  $\sum Control$  中包括了公司规模(*Firm size*)、负债水平(*Leverage*)、固定资产比例(*Tangible assets*)、盈利能力(*ROA*)、主营业务收入增长率(*Sale growth*)、年度哑变量和行业哑变量等控制变量。

表5 机构投资者持股比例对公司价值影响的OLS回归分析结果

	因变量: <i>Tobinq</i>			因变量: <i>Tobinq_proxy</i>		
	全样本	不分红	分红	全样本	不分红	分红
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Institution</i>	0.485** (2.413)	0.126 (0.434)	0.442*** (4.538)	0.423*** (4.055)	0.085 (0.561)	0.454*** (6.583)
<i>Firm size</i>	-0.722*** (-4.927)	-1.166*** (-3.873)	-0.351*** (-15.416)	-0.468*** (-6.374)	-0.744*** (-4.890)	-0.235*** (-15.147)
<i>Leverage</i>	-0.615 (-0.927)	0.306 (0.392)	-1.367*** (-9.684)	-0.363 (-1.126)	-0.099 (-0.259)	-0.497*** (-5.129)
<i>Tangible assets</i>	-0.684*** (-5.387)	-0.677*** (-2.967)	-0.800*** (-7.287)	-0.325*** (-4.063)	-0.392*** (-2.762)	-0.360*** (-4.793)
<i>ROA</i>	6.107* (1.650)	4.682 (0.971)	13.780*** (16.776)	2.853 (1.596)	1.829 (0.796)	8.551*** (15.408)
<i>Sale growth</i>	-0.002 (-0.946)	0.000 (0.068)	0.001 (0.331)	-0.003** (-2.027)	-0.002 (-1.419)	-0.002 (-0.612)
截距项	17.061*** (6.243)	26.150*** (4.366)	8.741*** (18.439)	11.374*** (8.106)	17.169*** (5.593)	5.942*** (18.299)
年度和行业变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	7159	3249	3910	7159	3249	3910
<i>F</i> 值	147.62***	61.42***	118.82***	147.62***	65.16***	103.31***
调整 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.294	0.249	0.543	0.301	0.291	0.473
<i>VIF</i> 值	1.67	1.57	1.87	1.67	1.57	1.87

注:(1)\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平下显著;(2)括号内为经异方差调整的t值。



从表5可以看到,在全样本和分红子样本回归结果中,机构投资者持股比例与公司价值都至少在5%的统计水平下显著正相关,而在不分红子样本中,机构投资者持股比例的回归系数为正,但并不具有统计显著性。这一结果说明机构投资者持股比例越高的上市公司,其市场价值也越高,但这一影响关系仅存在于在现金分红的上市公司样本。研究结果证实了本文的理论观点,即现金分红的上市公司才能更好地激励机构投资者的长期价值投资行为,从而鼓励其积极地参与上市公司的经营管理和公司治理,进而提高公司的市场价值。而上市公司的不分红行为则歪曲了机构投资者的收益模式,迫使其更多地选择进行短期频繁的股票投机交易以获得投资收益,从而不利于其发挥有效的公司治理作用以提高公司价值。

## 2. 机构投资者持股与否和持股高低对公司价值的影响及现金股利政策的调节作用

由于机构投资者持股比例(*Institution*)是一个下限为0的拖尾变量,且有不少样本公司的机构投资者持股比例等于0或接近于0(参见表2),这就意味着表5中得到的OLS回归分析结果将可能是有偏的。考虑到这一问题,我们设计了两个哑变量——持股与否哑变量(*Institution\_dummy*)和持股高低哑变量(*Institution\_high*)来更好地反映机构投资者持股情况,并使用式(2)的计量模型通过OLS多元回归分析来检验机构投资者持股与否和持股高低对公司价值的影响关系以及现金股利政策的可能调节作用。

$$\{Tobinq_{it}, Tobinq\_proxy_{it}\} = \beta_0 + \beta_1 \{Institution\_dummy_{it}, Institution\_high_{it}\} + \sum Control + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

表6 机构投资者持股与否和持股高低对公司价值影响的OLS回归分析结果

	因变量: <i>Tobinq</i>				因变量: <i>Tobinq_proxy</i>			
	不分红	分红	不分红	分红	不分红	分红	不分红	分红
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Institution_dummy</i>	0.316 (0.993)	-0.131 (-0.837)			0.294 (1.275)	0.085 (1.044)		
<i>Institution_high</i>			0.025 (0.211)	0.132*** (3.036)			-0.045 (-0.712)	0.162*** (5.275)
<i>Firm size</i>	-1.169*** (-3.681)	-0.329*** (-15.103)	-1.162*** (-3.804)	-0.337*** (-15.165)	-0.748*** (-4.683)	-0.211*** (-14.315)	-0.739*** (-4.791)	-0.222*** (-14.755)
<i>Leverage</i>	0.330 (0.407)	-1.362*** (-9.619)	0.304 (0.387)	-1.368*** (-9.674)	-0.076 (-0.193)	-0.490*** (-5.064)	-0.103 (-0.268)	-0.499*** (-5.144)
<i>Tangible assets</i>	-0.685*** (-3.087)	-0.813*** (-7.420)	-0.683*** (-3.017)	-0.811*** (-7.407)	-0.397*** (-2.877)	-0.364*** (-4.873)	-0.404*** (-2.872)	-0.372*** (-4.966)
<i>ROA</i>	4.735 (0.982)	14.118*** (17.168)	4.689 (0.972)	14.004*** (16.996)	1.875 (0.817)	8.904*** (15.776)	1.855 (0.807)	8.757*** (15.621)
<i>Sale growth</i>	0.000 (0.155)	0.000 (0.085)	0.000 (0.124)	0.001 (0.279)	-0.002 (-1.268)	-0.002 (-0.984)	-0.002 (-1.271)	-0.001 (-0.660)
年度和行业变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	25.935*** (4.274)	8.444*** (17.111)	26.079*** (4.292)	8.482*** (18.194)	16.993*** (5.475)	5.414*** (16.672)	17.056*** (5.488)	5.710*** (17.990)
样本量	3249	3910	3249	3910	3249	3910	3249	3910
<i>F</i> 值	61.39***	117.75***	61.11***	118.04***	65.32***	102.64***	64.98***	103.03***
调整 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.249	0.540	0.249	0.541	0.292	0.466	0.291	0.47
<i>VIF</i> 值	1.47	1.80	1.48	1.84	1.47	1.80	1.48	1.84

注: (1)\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平下显著; (2)括号内为经异方差调整的t值。

其中,  $Institution\_dummy_{it}$ 、 $Institution\_high_{it}$  分别表示机构投资者持股与否哑变量和机构投资者持股高低哑变量。

从表6可以看到,在不分红子样本中,机构投资者持股与否哑变量( $Institution\_dummy$ )和机构投资者持股高低哑变量( $Institution\_high$ )都与公司价值间不存在显著的影响关系;而在现金分红子样本中,机构投资者持股与否哑变量同样也不具有显著的回归系数,但机构投资者持股高低哑变量的回归系数则在1%的统计水平下显著为正。结合表5和表6的回归结果表明,只有机构投资者持股比例达到较高水平且上市公司派发现金股利时,机构投资者才能真正有效地发挥公司治理作用,进而显著提升公司价值。

表7 机构投资者持股比例与现金股利政策间内生性问题的稳健性分析结果

	因变量: $Tobin_q$				因变量: $Tobin\_q\_proxy$			
	政策连续2年不变		政策连续4年不变		政策连续2年不变		政策连续4年不变	
	不分红	分红	不分红	分红	不分红	分红	不分红	分红
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$Institution$	-0.265	0.505***	-0.681	0.619***	-0.184	0.473***	-0.478	0.502***
	(-0.695)	(4.452)	(-1.167)	(5.105)	(-0.910)	(6.165)	(-1.559)	(5.939)
控制变量	$Firm\ size$ 、 $Leverage$ 、 $Tangible\ assets$ 、 $ROA$ 、 $Sale\ growth$ 、 $Year$ 、 $Industry$ 等已控制							
截距项	32.046***	8.238***	40.665***	7.459***	20.757***	5.547***	26.175***	5.399***
	(4.030)	(15.238)	(3.687)	(13.372)	(5.080)	(16.135)	(4.601)	(14.668)
样本量	2447	3042	1647	2198	2447	3042	1647	2198
$F$ 值	45.13***	86.31***	27.89***	58.02***	49.32***	79.64***	31.27***	59.09***
调整 $R^2$	0.256	0.540	0.267	0.540	0.302	0.487	0.316	0.495
$VIF$ 值	1.55	2.00	1.53	2.11	1.55	2.00	1.53	2.11

注:(1)\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平下显著;(2)括号内为经异方差调整的t值。

### (三)稳健性检验分析

#### 1.机构投资者持股与现金股利政策间的内生性问题分析

在上述的OLS回归分析中,我们都假定机构投资者持股情况与上市公司的现金股利政策都是外生给定的变量,但实际上这两个解释变量间存在内生决定的可能(Rubin和Smith,2009)。一方面,持股相对较大的机构投资者本身就具有足够的能力和动力去监督和影响上市公司的现金股利政策;另一方面,发放现

金股利的上市公司股票也可能更容易得到类似养老基金、退休基金等追求稳定现金流收益的机构投资者的青睐(翁洪波和吴世农,2007)。考虑到这一内生性问题可能对本文研究结论产生的不利影响,借鉴 Rubin 和 Smith(2009)和肖珉(2010)的做法,我们尝试寻找一个“外生给定”的现金股利政策代理变量来进行稳健性分析。具体地,我们把样本进行细化,筛选出那些执行连续性现金股利政策的上市公司样本——连续两年或四年不分红的样本和连续两年或四年分红的样本。鉴于现金股利政策的长期性和监督部门对连续股利的政策性引导,机构投资者会预期连续分红的公司在正常情况下会继续分红,而连续不分红的公司是否分红则存在较大的不确定性甚至很可能不分红(肖珉,2010)。因此,就当期的现金股利政策而言,多年的连续性股利政策更具外生性。在此基础上,我们重新进行了相关的多元回归分析,结果如表7、表8所示。

表8 机构投资者持股与否和持股高低与现金股利政策间内生性问题的稳健性分析结果

	因变量: <i>Tobinq</i>							
	现金股利政策连续2年不变				现金股利政策连续4年不变			
	不分红	分红	不分红	分红	不分红	分红	不分红	分红
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Institution_dummy</i>	0.480 (1.081)	0.027 (0.146)			0.830 (1.233)	-0.147 (-0.682)		
<i>Institution_high</i>			-0.099 (-0.642)	0.135*** (2.660)			-0.272 (-1.092)	0.159*** (2.886)
控制变量	<i>Firm size</i> 、 <i>Leverage</i> 、 <i>Tangible assets</i> 、 <i>ROA</i> 、 <i>Sale growth</i> 、 <i>Year</i> 、 <i>Industry</i> 等已控制							
截距项	32.062*** (4.001)	7.735*** (13.854)	32.135*** (3.987)	7.919*** (14.894)	40.795*** (3.671)	7.123*** (12.089)	40.921*** (3.646)	7.096*** (12.749)
样本量	2447	3042	2447	3042	1647	2198	1647	2198
<i>F</i> 值	45.24***	84.28***	44.95***	85.15***	28.06***	56.57***	27.73***	56.73***
调整 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.257	0.536	0.256	0.537	0.268	0.534	0.267	0.535
<i>VIF</i> 值	1.46	1.92	1.45	1.96	1.44	2.02	1.43	2.06

注:(1)\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平下显著;(2)括号内为经异方差调整的*T*值;(3)以*Tobinq proxy*衡量公司价值时得到的分析结果与以*Tobinq*衡量公司价值得到的分析结果高度一致,故而在此省略相关的分析结果以精简篇幅。

从表7和表8的分析结果可以看到,无论是现金股利政策连续2年不变还是连续4年不变的子样本中,机构投资者持股比例、机构投资者持股高低哑变量都仅与现金分红上市公司的市场价值显著正相关,且统计显著水平都达到了1%;然而,不管上市公司是否分红,机构投资者持股与否哑变量与公司价值间的回归系数都不具有统计显著性。这与上述表5和表6的分析结果高度一致,表明机构投资者持股与现金股利政策间的内生性问题并不严重,本文的研究结论仍然成立。并且,当使用具有更强外生性的现金股利政策变量时,我们检验得到的调节效果更加的明显。

## 2. 机构投资者持股与公司价值间的内生性问题分析

本文的主要目的是检验机构投资者持股影响公司价值的因果关系,但回归分析结果本身只能证明是否存在相关关系。换句话说,上述得到的OLS回归分析结果还可能受到机构投资者持股与公司价值间“互为因果”的内生性问题困扰。一方面可能是机构投资者的持股提高了公司的市场价值;另一方面,也可能是高市场价值的上市公司股票吸引了机构投资者的投资。鉴于此,为了有效控制这一内生性问题对本文研究结果的影响,我们同时采用了两种常用方法:工具变量2SLS方法和联立方程模型方法(叶建芳,李丹蒙和丁琼,2009)。

### (1) 工具变量2SLS方法

借鉴Rubin和Smith(2009)和叶建芳,李丹蒙和丁琼(2009)的做法,本文选取公司上市年限、股票年换手率、股票收益波动率等三个变量作为机构投资者持股比例的工具变量。在此基础上,得到的工具变量2SLS分析结果如表9所示。

表9 控制机构投资者持股与公司价值间内生性问题的工具变量2SLS分析结果

	因变量: <i>Tobinq</i>					
	不分红	分红	不分红	分红	不分红	分红
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Institution</i>	-1.259 (-0.714)	2.959*** (5.443)				
<i>Institution_dummy</i>			-46.912 (-0.702)	11.979** (2.018)		
<i>Institution_high</i>					-0.575 (-1.018)	1.892*** (5.420)
控制变量	<i>Firm size</i> 、 <i>Leverage</i> 、 <i>Tangible assets</i> 、 <i>ROA</i> 、 <i>Sale growth</i> 、 <i>Year</i> 、 <i>Industry</i> 等已控制					
截距项	26.732*** (4.468)	11.717*** (15.695)	40.258* (1.900)	-0.886 (-0.172)	27.099*** (4.537)	11.263*** (15.272)
样本量	3167	3499	3167	3499	3167	3499
<i>F</i> 值	57.72***	73.76***	4.38***	60.82***	57.22***	64.60***

注:(1)\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平下显著;(2)括号内为经异方差调整的T值;(3)2SLS回归分析采用了三个工具变量,分别是公司股票年平均换手率、股票收益波动率和上市年限的自然对数;(4)由于2SLS回归模型得到的回归方程 $R^2$ 不具有实际意义,因而省略汇报了相关结果;(5)以*Tobinq proxy*衡量公司价值时得到的分析结果与以*Tobinq*衡量公司价值得到的分析结果高度一致,故而在此省略相关的分析结果以精简篇幅。

从表9的回归结果可知,与上文的分析结果一致,机构投资者持股比例、机构投资者持股高低哑变量仍然仅与现金分红上市公司的市场价值在1%统计水平下显著正相关;与上文结果不同的是,虽然在不分红样本中机构投资者持股与否哑变量对公司价值的影响仍然不显著,但在分红样本中机构投资者持股与否哑变量则得到了显著为正的回归系数。这一结果表明控制机构投资者持股与公司价值间的内生性问题后,我们还发现现金分红的上市公司,只要有机构投资者持股参与,也能够得到显著的价值增值效应。因此,表9的工具变量回归分析结果仍然很好地支持了本文的主要理论观点和上文的研究结论。

### (2) 联立方程模型方法

表 10 控制机构投资者持股与公司价值间内生性问题的联立方程模型分析结果

	不分红	分红	不分红	分红	不分红	分红
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
因变量: <i>Tobinq</i>						
<i>Institution</i>	-1.450 (-0.827)	3.071*** (6.702)				
<i>Institution_dummy</i>			-60.219 (-0.848)	14.458** (2.407)		
<i>Institution_high</i>					-0.616 (-0.973)	1.890*** (6.120)
控制变量	<i>Firm size</i> 、 <i>Leverage</i> 、 <i>Tangible assets</i> 、 <i>ROA</i> 、 <i>Sale growth</i> 、 <i>Year</i> 、 <i>Industry</i> 等已控制					
样本量	3167	3499	3167	3499	3167	3499
<i>Chi2</i>	4026.88***	3422.11***	451.80***	10025.46***	4009.64***	12613.55***
因变量: <i>Institution</i> 因变量: <i>Institution_dummy</i> 因变量: <i>Institution_high</i>						
<i>Tobinq</i>	-0.055*** (-2.780)	0.023 (1.171)	0.003 (0.184)	-0.003 (-0.428)	-0.079* (-1.895)	0.006 (0.136)
<i>Turnover</i>	-0.010** (-2.491)	-0.033*** (-8.964)	0.003 (1.355)	-0.004*** (-3.179)	-0.022** (-2.570)	-0.055*** (-7.072)
<i>Volatility</i>	-0.000 (-0.157)	0.001*** (3.457)	-0.000 (-1.385)	0.000*** (2.933)	0.000 (0.432)	0.003*** (3.944)
<i>Firm age</i>	-0.050*** (-4.631)	-0.057*** (-6.768)	-0.004 (-0.510)	-0.012*** (-3.250)	-0.162*** (-6.875)	-0.123*** (-6.718)
控制变量	<i>Firm size</i> 、 <i>Leverage</i> 、 <i>Tangible assets</i> 、 <i>ROA</i> 、 <i>Sale growth</i> 、 <i>Year</i> 、 <i>Industry</i> 等已控制					
样本量	3167	3499	3167	3499	3167	3499
<i>Chi2</i>	8163.55***	19652.23***	91387.32***	123.54***	2651.49***	7068.81***

注: (1)\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平下显著; (2) 由于联立方程模型分析得到的回归方程  $R^2$  不具有实际意义, 因而省略汇报了相关结果; (3) 括号内为 Z 检验值; (4) 以 *Tobinq\_proxy* 衡量公司价值时得到的分析结果与以 *Tobinq* 衡量公司价值得到的分析结果高度一致, 故而在此省略相关的分析结果以精简篇幅。

在回归模型式(1)和式(2)的基础上, 我们还设计了一个以机构投资者持股比例、持股与否哑变量、持股高低哑变量为因变量的回归模型式(3)和式(4)来共同构建一个联立方程组。而且, 为了保证联立方程组有足够的差异并能够被有效识别, 我们在回归模型式(3)中增加引入了公司上市年限(*Firm age*)、股票年



换手率(*Turnover*)、股票收益波动率(*Volatility*)等更可能影响机构投资者持股比例的工具变量(Rubin 和 Smith, 2009; 叶建芳, 李丹蒙和丁琮, 2009)。联立方程组采用三阶段回归(3SLS)的方法进行了拟合估计, 结果如表 10 所示。

$$Institution_{it} = \beta_0 + \beta_1 Tobin_{it} + \beta_2 Firm\ age_{it} + \beta_3 Turnover_{it} + \beta_4 Volatility_{it} + \sum Control + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$\{Institution\_dummy_{it}, Institution\_high_{it}\} = \beta_0 + \beta_1 Tobin_{it} + \beta_2 Firm\ age_{it} + \beta_3 Turnover_{it} + \beta_4 Volatility_{it} + \sum Control + \epsilon_{it} \quad (4)$$

从表 10 可以看到, 在使用联立方程模型控制了机构投资者持股与公司价值间的内生性问题后, 本文得到了与工具变量 2SLS 方法高度一致的分析结果。因此, 综合表 9 和表 10 的分析结果, 机构投资者持股与公司价值间“互为因果”的内生性问题并不严重, 本文的主要研究结论仍然稳健成立。此外, 从表 10 中列示的以机构投资者持股情况为因变量的联立方程模型估计结果, 我们还发现在现金分红的上市公司样本中, 公司价值水平并不是吸引机构投资者参股投资的关键因素; 而在不现金分红的上市公司样本中, 较低的市场价值反而能够吸引更多机构投资者并进行更多投资, 因为作为解释变量的公司价值指标得到了显著为负的回归系数。

表 11 面板数据的固定效应模型回归分析结果

	因变量: <i>Tobinq</i>					
	不分红	分红	不分红	分红	不分红	分红
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Institution</i>	0.195 (1.055)	0.409*** (3.957)				
<i>Institution_dummy</i>			0.213 (1.335)	0.211 (0.961)		
<i>Institution_high</i>					0.128 (1.576)	0.089* (1.797)
控制变量	<i>Firm size, Leverage, Tangible assets, ROA, Sale growth, Year, Industry</i> 等已控制					
截距项	32.764*** (18.065)	11.255*** (7.732)	32.318*** (18.172)	11.002*** (7.445)	32.810*** (18.251)	11.229*** (7.697)
样本量	3249	3910	3249	3910	3249	3910
<i>F</i> 值	132.08***	221.33***	132.18***	218.82***	132.29***	219.21***
Within- <i>R</i> <sup>2</sup>	0.398	0.470	0.398	0.467	0.398	0.467
Between- <i>R</i> <sup>2</sup>	0.131	0.544	0.132	0.536	0.131	0.541
Overall- <i>R</i> <sup>2</sup>	0.213	0.495	0.213	0.487	0.212	0.490

注: (1)\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的统计水平下显著; (2)括号内为 *T* 值; (3)以 *Tobinq\_proxy* 衡量公司价值时得到的分析结果与以 *Tobinq* 衡量公司价值得到的分析结果高度一致, 故而在省省略相关的分析结果以精简篇幅。

### 3. 计量模型估计方法的稳健性分析

由于本文使用的样本是一个面板数据结构,且面板数据普遍存在公司间的截面相关和时间序列上的自相关等问题,而这些问题都可能导致我们低估回归系数的标准误而高估了回归系数的t统计量从而降低回归模型估计结果的科学可靠性。因此,为了避免计量模型估计方法的自选择偏差问题,我们还使用了面板数据的固定效应模型方法和Peterson(2009)稳健估计模型方法进行了回归分析,结果分别如表11和表12所示。与OLS多元回归分析结果相比,虽然主要变量的回归系数显著性有一定差异,但是面板数据的固定效应模型和Peterson稳健估计模型得到的回归结果并没有发生本质的变化,本文的主要研究结论仍然稳健成立。因此,本文的研究结论不存在计量估计模型的自选择偏误问题。

表12 Peterson稳健回归分析结果

	因变量: <i>Tobinq</i>					
	不分红	分红	不分红	分红	不分红	分红
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Institution</i>	0.126 (0.281)	0.442** (2.376)				
<i>Institution_dummy</i>			0.316 (1.113)	-0.131 (-0.907)		
<i>Institution_high</i>					0.025 (0.139)	0.132 (1.514)
控制变量	<i>Firm size</i> 、 <i>Leverage</i> 、 <i>Tangible assets</i> 、 <i>ROA</i> 、 <i>Sale growth</i> 、 <i>Year</i> 、 <i>Industry</i> 等已控制					
截距项	26.150*** (4.685)	8.741*** (4.457)	25.935*** (4.569)	8.444*** (4.174)	26.079*** (4.589)	8.482*** (4.287)
样本量	3249	3910	3249	3910	3249	3910
F值	61.42***	118.82***	61.39***	117.75***	61.11***	118.04***
调整 $R^2$	0.249	0.543	0.249	0.540	0.249	0.541

注:(1)\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的统计水平下显著;(2)括号内为T值;(3)回归中同时控制了公司效应(firm effect)和时间效应(time effect)等面板数据两个维度的影响;(4)以*Tobinq\_proxy*衡量公司价值时得到的分析结果与以*Tobinq*衡量公司价值得到的分析结果高度一致,故而在此省略相关的分析结果以精简篇幅。

#### 4. 现金股利水平的影响分析

上述关于现金股利政策对机构投资者持股与公司价值间关系的调节作用回归分析中,主要是根据上市公司现金分红与否进行对比分析。然而,由表3的描述性统计分析结果可知,不同样本公司间的现金分

红水平差异很大,平均现金分红水平为0.338,而现金分红水平的标准差则为1.123,相当于均值的3倍多。这意味着,仅以上市公司现金分红与否作为分组标准,还不能很好地体现了各上市公司间现金分红政策和行为的差异。因为分红水平很低的公司应该与不分红的公司更接近,而不应该被视为与分红水平很高的公司相类似。因此,为了规避这一潜在问题对本文研究结论的不利影响,本文还以现金分红水平的中位数作为分组标准重新进行了相关的回归分析,结果如表13所示。

表13 以现金分红水平高低作为分组标准得到的OLS回归分析结果

	因变量: <i>Tobinq</i>					
	低分红样本	高分红样本	低分红样本	高分红样本	低分红样本	高分红样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Institution</i>	0.314 (1.134)	0.362*** (3.533)				
<i>Institution_dummy</i>			0.290 (0.985)	-0.214 (-1.297)		
<i>Institution_high</i>					0.079 (0.695)	0.103** (2.280)
控制变量	<i>Firm size</i> 、 <i>Leverage</i> 、 <i>Tangible assets</i> 、 <i>ROA</i> 、 <i>Sale growth</i> 、 <i>Year</i> 、 <i>Industry</i> 等已控制					
截距项	24.726*** (4.466)	9.470*** (18.176)	24.375*** (4.362)	9.505*** (17.332)	24.576*** (4.378)	9.337*** (18.085)
样本量	3581	3578	3581	3578	3581	3578
<i>F</i> 值	64.80***	108.47***	64.42***	108.14***	64.33***	108.10***
调整 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.249	0.555	0.248	0.553	0.248	0.553
<i>VIF</i> 值	4.94	5.80	4.85	5.76	4.86	5.78

注:(1)\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平下显著;(2)括号内为经异方差调整的T值;(3)以*Tobinq\_proxy*衡量公司价值时得到的分析结果与以*Tobinq*衡量公司价值得到的分析结果高度一致,故而在此省略相关的分析结果以精简篇幅。

从表13的分析结果可以看到,与上文根据现金分红与否哑变量作为分组标准的结果非常类似,在低现金分红子样本中,机构投资者持股比例、机构投资者持股与否哑变量、机构投资者持股高低哑变量都与公司价值间不存在显著的影响关系;而高现金分红子样本中,机构投资者持股比例和机构投资者持股高低哑变量都得到了至少在5%水平下显著为正的回归系数,机构投资者持股与否哑变量则仍然没有得到显著的回归系数。这些结果表明,只有机构投资者持股比例达到较高水平且上市公司派发较高现金股利时,机构投资者才能真正有效地发挥公司治理作用,进而显著提升公司价值。因此,现金分红水平的差异并没有对本文的研究结果产生实质性影响,本文的主要研究结论仍然稳健成立。

## 5.其他稳健性分析

心理学和管理学研究文献中,检验变量的调节作用通常有两种方法:一种是本文使用的根据调节变量进行分组回归的方法;另一种是引入解释变量与调节变量交互项的回归方法。本文之所以选择第一种方法,是因为这种方法有利于我们更直观地比较不同现金股利政策下机构投资者持股对公司价值的影响大小及其差异,即现金股利政策的调节作用。然而,为了进一步说明本文的研究结论并不局限于特定的分析方法,我们还尝试使用调节效应的第二种检验方法进行了回归分析,结果如表14所示。

表14 引入交互项以检验现金股利政策调节效应的OLS回归分析结果

	因变量: <i>Tobinq</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>Institution</i>	-0.191 (-0.533)		
<i>Institution_dummy</i>		0.059 (0.302)	
<i>Institution_high</i>			-0.107 (-0.783)
<i>Institution</i> × <i>Dividend_dummy</i>	1.161*** (3.413)		
<i>Institution_dummy</i> × <i>Dividend_dummy</i>		-0.233 (-1.003)	
<i>Institution_high</i> × <i>Dividend_dummy</i>			0.413*** (2.974)
<i>Dividend_dummy</i>	-0.517** (-2.104)	0.196 (0.950)	-0.245 (-1.295)
控制变量	<i>Firm size</i> 、 <i>Leverage</i> 、 <i>Tangible assets</i> 、 <i>ROA</i> 、 <i>Sale growth</i> 、 <i>Year</i> 、 <i>Industry</i> 等已控制		
截距项	18.371*** (7.016)	17.792*** (7.117)	18.027*** (6.909)
样本量	7159	7159	7159
<i>F</i> 值	131.05***	129.04***	130.06***
调整 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.298	0.292	0.294
<i>VIF</i> 值	3.05	5.60	2.86

注:(1)\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的统计水平下显著;(2)括号内为经异方差调整的*T*值。

从表14可知,一方面,机构投资者持股比例、持股与否哑变量、持股高低哑变量的回归系数都不具有统计显著性;另一方面,机构投资者持股比例、持股高低哑变量与现金股利变量交互项的回归系数都在1%的统计水平下显著为正,而机构投资者持股与否哑变量与现金股利变量交互项的回归系数不具有统计显著性。这些结果同样支持了本文的核心观点和上文的分析结果,即只有机构投资者持股比例达到较高水平且上市公司派发现金股利时,机构投资者才能显著提升上市公司的市场价值,因而进一步说明本文的研究结论是稳健可靠的。

## 四、研究结论

结合现有相关研究结论的不一致性和中国转型时期特殊的制度背景,本文从机构投资者参与公司治理的行为动机出发,理论分析了现金股利政策影响机构投资者的公司治理作用和“价值创造”功能的内在

机理。接着,论文采用2005-2010年中国A股上市公司的面板数据,在控制公司特征等相关变量下,运用混合最小二乘法进行了多元回归分析。最后,论文对内生性问题、计量模型选择问题、主要变量度量问题等进行了相应的处理和分析,加强了本研究结论的稳健性。

本文的经验研究发现,当且仅当上市公司(持续)发放(较高)现金股利时,机构投资者持股才能显著提升公司的市场价值。而且,机构投资者有效提升公司价值,还需要持有相对较高的股权比例作为前提条件,机构投资者持股很低时并不能显著提升公司价值。这些研究结果表明,以往忽视现金股利政策的重要调节作用而单纯地讨论机构投资者能否发挥公司治理作用并提升公司价值的研究文献,存在着明显的缺陷。同时,本文的研究结论也为现有关于中国资本市场机构投资者公司治理作用相互冲突的研究结论提供了一种合理的实证解释。因为长期以来,中国资本市场上市公司一直存在不分红和分红少的普遍现象,而上市公司的现金股利政策则直接决定了机构投资者的收益模式选择——长期持有的价值投资抑或短期频繁买卖的投机炒作,进而很大程度上决定了机构投资者参与公司治理的积极性和“价值创造”功能的发挥。

本文的研究结论对于全流通时代中国资本市场的健康稳定发展具有重要启示。首先,大力发展机构投资者仍然是中国资本市场将来相当长一段时期的主要努力方向。因为机构投资者有效发挥公司治理作用和“价值创造”功能,需要有一定的股权比例作为基本支撑,而目前中国资本市场上市公司的机构投资者持股比例虽然有了明显提升,但散户仍然是A股市场的主力军。其次,扭转中国资本市场机构投资者的短期投机炒作之风,鼓励其长期持有的价值投资行为并积极参与上市公司治理,即扮演“股东积极主义”角色,需要从改变机构投资者的收益模式入手,特别是要继续倡导甚至强制上市公司长期普遍的现金分红政策和行为。上市公司良性的现金分红机制,才能提高机构投资者对资本市场和上市公司股票价值的长期预期,从而提高机构投资者长期持有股票的信心,进而鼓励其凭借信息、资金、专业等方面的优势对上市公司的大股东和高管人员行为进行监督,降低代理成本,提升公司价值。

## 参考文献

- [1]蔡庆丰和宋友勇,2010,《超常规发展的机构投资者能稳定市场吗?——对我国基金会业跨越式发展的反思》,《经济研究》第1期,90-101。
- [2]陈日清,2011,《机构投资者与个人投资者过度自信行为比较研究》,《投资研究》第12期,25-37。
- [3]范海峰、胡玉明、石水平,2009,《机构投资者异质性、公司治理与公司价值——来自中国证券市场的实证证据》,《证券市场导报》第10期,45-51。
- [4]傅勇和谭松涛,2008,《股权分置改革中机构合谋与内幕交易》,《金融研究》第3期,88-102。
- [5]胡汝银,2008,《中国资本市场的发展与变迁》,上海:格致出版社和上海人民出版社。
- [6]李维安和李滨,2008,《机构投资者介入公司治理效果的实证研究——基于CCGI的经验研究》,《南开管理评论》第1期,4-14。
- [7]罗进辉和万迪昉,2009,《大股东持股对公司价值影响的区间特征》,《数理统计与管理》第6期,1084-1095。
- [8]钱露,2010,《机构投资者持股与公司绩效关系研究——基于中国A股上市公司的证据》,《经济学动态》第1期,60-63。
- [9]石美娟和童卫华,2009,《机构投资者提升公司价值吗?——来自后股改时期的经验证据》,《金融研究》第10期,150-161。
- [10]宋逢明、姜琪、高峰,2010,《现金分红对股票收益率波动和基本面信息相关性的影响》,《金融研究》第10期,103-116。
- [11]宋渊洋和唐跃军,2009,《机构投资者有助于企业业绩改善吗?——来自2003-2007年中国上市公司的经验证据》,《南方经济》第12期,56-68。
- [12]唐松莲和袁春生,2010,《监督或攫取:机构投资者治理角色的识别研究——来自中国资本市场的经验证据》,《管理评论》第8期,19-29。



- [13]王琨和肖星, 2005,《机构投资者持股与关联方占用的实证研究》,《南开管理评论》第2期, 27-33。
- [14]翁洪波和吴世农, 2007,《机构投资者、公司治理与上市公司股利政策》,《中国会计评论》第3期, 367-380。
- [15]吴超鹏、郑方镭、林周勇等, 2006,《对价支付影响因素的理论和实证分析》,《经济研究》第8期, 14-23。
- [16]肖珉, 2010,《现金股利、内部现金流与投资效率》,《金融研究》第10期, 117-134。
- [17]谢军, 2007,《第一大股东持股和公司价值: 激励效应和防御效应》,《南开管理评论》第1期, 21-25。
- [18]姚颐、刘志远、王健, 2007,《股权分置改革、机构投资者与投资者保护》,《金融研究》第11期, 45-56。
- [19]叶建芳、李丹蒙、丁琼, 2009,《真实环境下机构投资者持股与公司透明度研究——基于遗漏变量与互为因果的内生性检验分析视角》,《财经研究》第1期, 49-60。
- [20]张高擎和廉鹏, 2009,《可转债融资与机构投资者侵占行为——基于华菱管线可转债案例研究》,《管理世界》增刊, 110-120。
- [21]Bai C. E., Q. Liu, F. M. Song and J. Zhang, 2004, “Corporate Governance and Market Valuation in China”, *Journal of Comparative Economics*, 32(4), pp.599-616.
- [22]Cornett M. M., A. J. Marcus, A. Saunders and H. Tehranian, 2007, “The Impact of Institutional Ownership on Corporate Operating Performance”, *Journal of Banking & Finance*, 31(6), pp.1771-1794.
- [23]Gillan S. and L. T. Starks, 2000, “Corporate Governance Proposals and Shareholder Activism: The Role of Institutional Investors”, *Journal of Financial Economics*, 57(2), pp.275-305.
- [24]Grossman S. J. and O. D. Hart, 1980, “Takeover Bids, the Free-rider Problem, and the Theory of the Corporation”, *Bell Journal of Economics*, 11(1), pp. 42-64.
- [25]Maug E., 1998, “Large Shareholders as Monitors: Is There A Trade-off Between Liquidity and Control?”, *Journal of Finance*, 53(1), pp.65 - 98.
- [26]Peterson M. A., 2009, “Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches”, *Review of Financial Studies*, 22(1), pp.435-480.
- [27]Pound J., 1988, “Proxy Contest and the Efficiency of Shareholder Oversight”, *Journal of Financial Economics*, 20(January-March), pp.237-265.
- [28]Rubin A. and D. R. Smith, 2009, “Institutional Ownership, Volatility and Dividends”, *Journal of Banking & Finance*, 33(4), pp.627-639.
- [29]Shleifer A. and R. W. Vishny, 1986, “Large Shareholder and Corporate Control”, *Journal of Political Economy*, 94(3), pp.461-488.
- [30]Smith M. P., 1996, “Shareholder Activism by Institutional Investors: Evidence from CalPERS”, *Journal of Finance*, 51(1), pp.227-252.
- [31]Tian L. and S. Estrin, 2008, “Retained State Shareholdings in Chinese PLCs: Does Government Ownership Always Reduce Corporate Value?”, *Journal of Comparative Economics*, 36(1), pp.74-89.
- [32]Woidtke T., 2002, “Agents Watching Agents? Evidence from Pension Fund Ownership and Firm Value”, *Journal of Financial Economics*, 63(1), pp.99-131.

**Abstract:** The cash dividend policy directly decides institutional investors’ choice of income patterns—long-term holding for value investment or short-term and frequent dealing for spread profit, and then influences whether institutional investors would help improve corporate value. Using 7159 firm-year observations of Chinese A-share listed companies during 2005 to 2010, we find that institutional investors can enhance corporate value if and only if the companies (continually) pay (high) cash dividend. At the same time, institutional investors’ ownership should be large enough. We test for potential problems of endogeneity, econometric model selection, and variable measurement, and find our results to be robust.

**Key Words:** Institutional investors; Cash dividend policy; Corporate value; Corporate governance